

Adaptação de uma Escala de Avaliação do Suporte Social – NOS (Network Orientation Scale)

Antunes, C¹ & Fontaine, A.M.²

¹ UTAD - Escola Superior de Enfermagem de Vila Real

² UP – Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação

Durante a adolescência, a percepção do apoio das principais redes de suporte social parece estar relacionada com o ajustamento psicossocial e com o processo de desenvolvimento do autoconceito e identidade. No entanto, a capacidade de procurar apoio junto da rede de suporte e a crença na sua eficácia desempenham um papel importante no processo transaccional do apoio social. Este estudo pretendeu analisar as qualidades psicométricas de um instrumento de avaliação da crença na eficácia do apoio social e a sua adequação a adolescentes do 7º ao 12º ano de escolaridade (amostra: rapazes = 821 e raparigas = 1142). A Network Orientation Scale (NOS) foi estudada na sua fiabilidade e validade factorial, utilizando a análise factorial confirmatória. É uma escala bi-factorial, com um factor que avalia a crença na eficácia do suporte social dos outros e outro factor que avalia a desconfiança na eficácia do suporte social.

Palavras-chave: Suporte social, Análise factorial confirmatória, Adolescência

1. INTRODUÇÃO

O suporte social refere-se a funções desempenhadas por grupos ou pessoas significativas para um indivíduo, em determinadas situações da vida deste. Estas pessoas podem ser familiares, amigos, vizinhos e outros, chamando-se ao conjunto por elas formado rede de suporte social. A maioria dos estudos desenvolvidos nesta perspectiva privilegia, na análise do suporte social, a percepção que os indivíduos têm acerca deste (Antunes, 1994; Antunes & Fontaine, 1994/95, 1996, 2006). Esta percepção representa a crença generalizada desenvolvida pelos indivíduos de que são estimados, que os outros se interessam por eles, que estão disponíveis quando eles precisam e que estão satisfeitos com as relações que têm (Heller, Swindle e Dusenbury, 1986; Vaux, 1988). No entanto, de acordo com o modelo transaccional ecológico do suporte social, de Vaux (1988), a pessoa não é um receptor passivo desse apoio ou suporte social. É necessário que desenvolva competências que lhe permitam procurar com pertinência e eficácia o suporte de que necessita, além de ser também capaz de fornecer suporte quando solicitada, uma vez que o processo se baseia na reciprocidade das relações, em determinados contextos. Para que a pessoa seja capaz de procurar o

apoio de que necessita, seja material (pedir dinheiro emprestado por exemplo), emocional (conversar com alguém acerca de problemas pessoais, por exemplo), prático ou de qualquer outro tipo, é necessário que acredite na eficácia desse apoio. Vaux, Burda e Stewart (1986) desenvolveram uma escala destinada a avaliar este aspecto do processo de apoio social: a “Network Orientation Scale” (NOS), que traduzida literalmente significa orientação em relação à rede de suporte.

A escala NOS foi concebida como uma escala unidimensional, pretendendo avaliar até que ponto os indivíduos têm capacidade ou melhor, predisposição para procurar apoio junto da sua rede de suporte social e se acreditam nos benefícios desse apoio. Na versão americana é uma escala de 20 itens, baseada no conceito de Tolsdorf (1976) de "network orientation" - conjunto de crenças, atitudes e expectativas de um sujeito com respeito à potencial utilidade dos membros da sua rede de suporte em ajudá-lo a lidar com determinado problema. O estudo da fiabilidade desta escala, em termos de homogeneidade e estabilidade ao longo do tempo, foi feito com cinco amostras (uma de adultos não-estudantes e quatro de estudantes). Os coeficientes *alpha* variaram entre $\alpha = .60$ e $\alpha = .88$, nas cinco amostras. A estabilidade da escala, avaliada sobre um intervalo de duas semanas, numa amostra de 46 estudantes foi $r = .87$ (Vaux, Burda & Stewart, 1986).

A validade da escala foi testada pela correlação com características da rede (tamanho, densidade, relações simples e recíprocas), com a escala SSA - percepção de apoio social (da família, amigos e outros em geral) (Antunes, 1994; Antunes & Fontaine, 1994/95, 2006; Vaux, Philips, Holly *et al.*, 1986), e comportamentos de suporte (emocional, convívio, conselhos, financeiro), bem como pela correlação com escalas de *coping* interpessoal ou formas de lidar com problemas interpessoais, escalas de "self-disclosure" ou capacidade de falar acerca de si próprio e características de personalidade. Todas estas correlações demonstraram a validade externa da escala (Vaux, Burda & Stewart, 1986).

Antunes (1994) analisou as qualidades psicométricas desta escala numa amostra de 464 adolescentes portugueses do 5º, 6º e 9º anos de escolaridade. O coeficiente *alpha* obtido na amostra total foi de $\alpha = .77$. Este coeficiente foi de $\alpha = .76$, numa amostra posterior, de 654 adolescentes do 6º ao 10º ano de escolaridade.

Objectivos do estudo

O estudo aqui apresentado pretendeu analisar as qualidades psicométricas da escala NOS, considerando-a como uma escala que avalia a percepção que o sujeito tem da eficácia do suporte social na resolução de problemas pessoais. Embora esta escala tenha já sido objecto de um estudo da consistência interna e validade factorial e externa em estudos anteriores (Antunes, 1994) neste trabalho pretendeu-se confirmar a sua estrutura factorial e qualidade psicométrica em geral, numa faixa etária mais alargada e testar a hipótese da bi-factorialidade do instrumento.

2. MÉTODO

2.1 Participantes

O estudo das qualidades psicométricas da NOS foi realizado junto de adolescentes do 7º ao 12º ano, provenientes das cidades do Porto (zona litoral) e de cinco concelhos de Trás-os-Montes e Alto Douro (zona interior), cuja distribuição se pode observar na tabela I. A escala foi administrada aos alunos de forma colectiva, juntamente com outras escalas de avaliação psicológica, apresentadas de forma contrabalançada, em sala de aula, por psicólogos com experiência na investigação. O tempo médio de resposta à escala foi de dez minutos. Os dados foram colhidos no início do ano lectivo 2001/2002.

Tabela I - *Distribuição da amostra em função do ano de escolaridade, género e zona de proveniência.*

Ano de Escolaridade	Idade		Zona de Proveniência		Género		Total
	Med.	DP	Interior	Litoral	Masculino	Feminino	
7º	12,6	1,45	196	58	124	133	254
8º	13,5	1,07	163	129	138	155	292
9º	14,6	1,22	182	168	159	192	350
10º	15,36	0,92	193	284	193	285	477
11º	16,46	0,91	134	207	129	213	341
12º	17,27	0,75	118	131	78	164	249
Total			986	977	821	1142	1963

2.2 Instrumento

A escala NOS na versão americana original e na versão traduzida para português (Antunes, 1994) apresentava 20 itens, com formato de resposta tipo *Likert*.

No estudo que aqui se apresenta foi suprimido o item 3 da versão original e traduzida: “Temos que ter cuidado com as pessoas a quem contamos coisas pessoais”,

por ter revelado, no estudo de Antunes (1994) uma baixa correlação com o total da escala, e por não ter obtido saturação na análise em componentes principais. A resposta aos itens, no formato *Likert*, tem quatro alternativas para os alunos do 7º e 8º anos (“concordo totalmente”; “concordo”; “discordo” e “discordo totalmente”) e seis alternativas para os alunos do 9º ao 12º ano (que vão do “concordo totalmente” até ao “discordo totalmente”) e a pontuação em cada item (de 0 a 3 ou de 0 a 5) é mais elevada no extremo positivo, ou seja, na crença total (“concordo totalmente”) na eficácia do suporte social. Os itens formulados negativamente (por exemplo, item 12: “Nunca achei que as opiniões dos outros me ajudassem a resolver os meus problemas”) são cotados ou pontuados de forma inversa. No total, a escala de 19 itens avalia, num máximo de 57 pontos, no formato para o 7º e 8º anos, e num total de 95 pontos no formato para o 9º a 12º anos, a crença do sujeito na eficácia do apoio social dos outros (amigos e outros de forma geral) na resolução de determinadas situações problemáticas (de forma genérica) da sua vida.

3. RESULTADOS

3.1 Consistência interna

A análise da consistência interna da escala NOS na amostra do 7º e 8º ano revelou que os itens 5, 14, 15 e 16 que apresentaram correlações item-total mais baixas (entre $r = .16$ e $r = .21$). Os restantes itens correlacionavam-se com o total da escala entre $r = .31$ e $r = .51$. O valor de *alpha* encontrado foi $\alpha = .76$.

Na amostra de alunos do 9º ao 12º ano, o valor de *alpha encontrado* foi $\alpha = .80$. Os itens 5, 15 e 16 apresentaram as correlações mais baixas com o total da escala (entre $r = .14$ e $r = .21$). Os restantes itens correlacionaram-se com o total da escala em valores que variaram entre $r = .31$ e $r = .56$.

3.2 Análise em componentes principais

Uma vez que a escala NOS comporta itens formulados de forma positiva e negativa, equacionou-se a hipótese de a escala configurar, não uma mas duas dimensões, que avaliariam dois aspectos diferentes da crença na eficácia do apoio social. Assim, de forma exploratória, realizou-se uma análise em componentes principais, primeiro num só factor e posteriormente a dois factores, com rotação oblíqua e normalização de Kaiser.

Na análise a um só factor, a variância explicada foi de 21,13% na amostra do 7º e 8º ano e de 25,99% na amostra do 9º ao 12º ano. Em ambas as amostras, os itens 5, 15 e 16 saturaram abaixo de .30 em ambas as amostras.

Na análise a dois factores, a variância explicada pelos dois componentes extraídos após rotação, nos alunos do 7º e 8º anos, foi de 35,4%, ficando os itens distribuídos tal como se evidencia na tabela II.

Tabela II - *Análise em componentes principais, com rotação oblíqua, da escala NOS, na amostra de alunos do 7º e 8º ano (n = 546)*

Itens	Valores próprios	Componentes	
		1	2
2	.581	.739	.185
13	.519	.702	.159
3	.445	.662	-
6	.435	.658	-
8	.413	.629	.128
10	.416	.627	.149
1	.292	.533	-
17	.274	.523	-
5	.212	.444	-.120
15	.150	.375	-
7	.456	.132	.662
9	.434	.123	.647
12	.401	-	.631
11	.373	-	.610
4	.357	-	.598
19	.352	-	.589
18	.323	-	.568
14	.193	-	.436
16	-	-	.315
% de variância		21.13	14.27

Após a análise em componentes principais, procedemos novamente à análise da consistência interna da escala, desta vez considerando duas dimensões– uma constituída pelos itens que saturaram o primeiro componente (NOS1) e outra constituída pelos itens que saturaram o segundo componente (NOS2), que se dividem em termos dos itens considerados positivos (componente 1 ou NOS1) e negativos (componente 2 ou NOS2) (cf. Anexo).

O resultado, indicado na tabela III, revelou que o coeficiente *alpha* no componente ou dimensão NOS1 foi $\alpha = .76$, no 7º ano de escolaridade e $\alpha = .80$ no 8º ano. O segundo componente ou dimensão NOS2 revelou, no 7º e 8º anos de escolaridade, um coeficiente *alpha* de $\alpha = .73$.

Tabela III- *Valores da consistência interna dos componentes/dimensões NOS1 e NOS2 nos alunos do 7º e 8º ano (n = 546)*

Ano de escolaridade	Componente/ Dimensão	Nº de itens	<i>alpha</i>
7º	NOS1	10	.76
	NOS2	9	.73
8º	NOS1	10	.80
	NOS2	9	.73

Na amostra de alunos do 9º ao 12º anos de escolaridade, a análise em componentes principais com extracção de dois componentes, após rotação oblíqua revelou que a distribuição dos itens pelos dois componentes é semelhante à solução encontrada para a amostra de alunos do 7º e 8º anos de escolaridade. A percentagem de variância explicada pelos dois componentes é de 36,57% (tabela IV).

Tabela IV - *Análise em componentes principais, com rotação oblíqua, da escala NOS, na amostra de alunos do 9º ao 12º ano (n = 1417)*

Itens	Valores próprios	Componentes	
		1	2
13	.586	.752	.325
2	.517	.716	.247
6	.498	.696	.283
8	.499	.691	.314
3	.386	.621	.166
1	.360	.599	.109
10	.331	.566	.237
17	.244	.489	.190
5	.119	.344	-
15	-	.284	-
18	.477	.108	.688
9	.487	.291	.687
7	.467	.257	.677
12	.420	.364	.610
4	.342	.305	.559
11	.300	.196	.544
19	.309	.262	.540
14	.276	-	.522
16	.238	-.154	.410
% da variância		25.99	10.57

A observação dos valores *alpha* obtidos em cada ano de escolaridade, do 9º ao 12º ano, revelam que no 9º e 10º anos, a dimensão NOS1 apresentou uma consistência ligeiramente superior à dimensão NOS2. No 11º ano a consistência interna é igual em

ambas as dimensões e no 12º ano, a dimensão NOS2 apresentou um valor de *alpha* superior ao da dimensão NOS1 (tabela V).

Os itens 5 e 15, da dimensão NOS1 revelaram ter as correlações mais baixas item-total, nas análises realizadas em todos os anos de escolaridade, do 9º ao 12º ano. Na dimensão NOS2, se fosse apagado o item 16, o valor de *alpha* subiria em todos os anos de escolaridade.

Tabela V -Valores de *alpha* nas dimensões NOS1 e NOS2, na amostra de alunos do 9º ao 12º anos de escolaridade ($n = 1417$)

Ano de escolaridade	Dimensão	Nº de itens	<i>alpha</i>
9º	NOS1	10	.75
	NOS2	9	.74
10º	NOS1	10	.78
	NOS2	9	.76
11º	NOS1	10	.76
	NOS2	9	.76
12º	NOS1	10	.71
	NOS2	9	.75

Se atentarmos na formulação dos itens (cf. Anexo), a dimensão NOS1-AEAS avalia a percepção de que o apoio dos outros em geral ou amigos em particular já ajudaram o sujeito a ultrapassar problemas pessoais - chamaremos a esta dimensão aceitação da eficácia do apoio social. A dimensão NOS2-DEAS parece corresponder aos itens formulados pela negativa, ou seja, a desconfiança ou descrédito na capacidade dos outros poderem ser úteis como fonte de apoio social – chamaremos a esta dimensão desconfiança na eficácia do apoio social.

Após o estudo da consistência interna e da análise em componentes principais, optou-se por realizar uma análise factorial confirmatória (AFC), com o objectivo de testar alguns modelos hipotéticos.

3.3 Análise factorial confirmatória

A AFC é uma técnica de análise multivariada que tem como requisitos básicos os mesmos que todas as técnicas multivariadas – linearidade, normalidade, não multicolinearidade e homocedasticidade das variâncias residuais. Além disso, necessita que as amostras sejam suficientemente largas, dependendo o seu tamanho do número de variáveis utilizadas na análise e do número de parâmetros a estimar (Giles, 2002).

Embora o racional teórico subjacente à técnica de modelação de estruturas covariantes, na qual a análise factorial confirmatória se inclui, tenha sido inicialmente desenvolvida pelo investigador sueco Jöreskog, nos anos 70 e 80 do séc. XX, em parceria com o também investigador sueco Sörbom, existem hoje vários programas que permitem a modelação de estruturas covariantes. Além do LISREL, desenvolvido por Jöreskog e Sörbom (1983), existem ainda o AMOS (Arbuckle, 1997) e o EQS (Bentler, 1995).

O programa EQS (Bentler, 1995) é baseado no modelo de especificação de Bentler e Weeks (1980, cit. por Giles, 2002) e é um programa de uso relativamente simples, no qual as variáveis são referidas apenas como variáveis dependentes ou independentes.

Na modelação de equações estruturais, técnica onde se inclui a AFC, os modelos incluem variáveis observadas e variáveis latentes e esta é uma das vantagens deste tipo de análise, pois permite ao investigador testar a plausibilidade de um modelo teórico, baseado na assumpção de variáveis inferidas (a quase generalidade das variáveis estudadas em psicologia), estimadas a partir de variáveis observadas (os itens de uma escala, por exemplo). Além disso, é também uma vantagem desta técnica a possibilidade de assumir nos modelos os erros associados às variáveis observadas e ainda variância aleatória associada às variáveis latentes (no inglês: “disturbance”).

Os modelos testados devem ser submetidos à apreciação do investigador e a questão da escolha não é pacífica, pois nunca se poderá dizer que um modelo é “o melhor” na explicação da relação entre as variáveis; cada modelo é apenas uma possibilidade entre muitas (Maia, 1996). O modelo final é normalmente escolhido com base em critérios subjectivos (formulações teóricas) mas em seu auxílio, o programa EQS (tal como todos os programas de modelação de estruturas covariantes) fornece alguns índices que permitem ter uma ideia da adequação do modelo. Esse ajustamento pode ser apreciado através dos chamados índices de ajustamento global (do inglês: “fit indices”) e índices de ajustamento local, que são os valores de saturação dos factores ou variáveis latentes nas variáveis observadas e os valores únicos de cada item ou variâncias-erro.

Os índices de ajustamento global mais referidos na literatura são o CFI (“comparative fit index”), desenvolvido por Bentler (1990), o GFI (“goodness of fit index”) de Jöreskog e Sörbom (1983), o RMR (“root mean square residual”), desenvolvido por Steiger e Lind (1980, cit por Arbuckle, 1997) e o RMSR (“root mean square error of approximation”), de Steiger e Lind (1980, cit por Arbuckle, 1997). O CFI e o GFI variam entre 0 e 1 e valores acima de .90 indicam um bom ajustamento.

O RMR representa a diferença entre as matrizes de covariância da amostra estudada e as da população. Portanto, quanto menor o seu valor, mais pequena é essa diferença e mais aceitável é o modelo; os valores variam entre 0 (nenhuma diferença) e 1 (diferença máxima) e valores inferiores a 0,050 indicam um ajustamento aceitável. Posteriormente, Browne e Cudeck (1993), a partir do RMR, introduziram o RMSEA, que é um índice que não penaliza a complexidade do modelo e tende mesmo a favorecer os modelos mais complexos. Este índice dá-nos a ideia da diferença existente entre a matriz de variâncias e covariâncias da amostra e do modelo obtido, partindo do pressuposto que o modelo é adequado. Neste sentido, quanto mais próximo de 0 for o seu valor, maior é a proximidade entre a matriz de variâncias e covariâncias estimada e a matriz dos dados e maior segurança tem o investigador em não rejeitar o modelo obtido. Valores inferiores a 0.05 indicam ajustamento aceitável (Arbuckle, 1997), quando o intervalo de confiança é de 90% ($p < .10$).

Finalmente, utiliza-se ainda o χ^2 , não como um teste estatístico, como normalmente é utilizado, mas como um índice de ajustamento do modelo, que exprime, juntamente com o número de graus de liberdade, a “distância” entre o modelo hipotético especificado e o modelo sugerido pelos dados. O ideal é obter um χ^2 o mais baixo possível e não significativo, mas como esta estatística é sensível, pela sua fórmula, ao tamanho da amostra, utiliza-se muitas vezes o valor obtido na divisão do χ^2 pelo número de graus de liberdade (rácio χ^2/gl), considerando um ajustamento aceitável do modelo quando esse valor é inferior a 5 (Giles, 2002), embora este valor não seja pacífico entre os investigadores. Marsh e Hocevar (1985) sugeriram que um valor entre 2 e 5 indicaria um ajustamento aceitável, enquanto Byrne (1989) afirmou que valores superiores a 2 não deveriam ser aceites.

O valor do χ^2 também é utilizado na comparação entre modelos testados, para decidir qual o modelo a escolher. Normalmente, subtraindo os valores do χ^2 e do número de graus de liberdade, verificamos se a diferença se traduz num ganho significativo, preferindo-se, neste caso, o modelo com menor valor de χ^2 .

3.4 Modelos hipotéticos da estrutura factorial da escala NOS

No estudo que aqui apresentamos, foram testados quatro modelos de estrutura factorial da escala NOS.

Numa primeira fase, testaram-se, em cada uma das duas amostras, dois modelos – um só factor e dois factores correlacionados - mas onde se incluíram todos os 19 itens da escala.

Numa segunda fase, após a análise dos resultados da análise factorial confirmatória e como resultado da observação dos índices de ajustamento global e local, testaram-se os mesmos dois modelos, em cada amostra, mas sem alguns itens, considerados problemáticos – itens 1, 5, 14, 15, 16, 17 e 18 (itens com saturação baixa no respectivo factor e variância residual ou variância-erro elevada).

Nas tabelas VI e VII apresentam-se os índices de ajustamento global dos modelos testados na amostra do 7º e 8º ano e na amostra do 9º ao 12º anos de escolaridade.

Tabela VI - *Quadro decisional: Valores dos índices de ajustamento global nos diferentes modelos testados na amostra do 7º e 8º ano de escolaridade (n=546)*

Modelos com 19 itens	Índices de ajustamento global						Diferença de X^2	Dif. de GI
	CFI	GFI	RMR	RMSEA	X^2	GI ¹		
Um só factor	.589	.777	.095	.098 ³	924,057	152		
Dois factores correlacionados	.889	.929	.054	.051 ⁽²⁾	359,362	151	564,695	1
Modelos sem os itens 1, 5, 14, 15, 16, 17 e 18								
Um só factor	.656	.801	.108	.128 ³	514,905	54		
Dois factores correlacionados	.959	.966	.046	.044 ⁽²⁾	107,711	53	407,194	1

¹GI = graus de liberdade;

⁽²⁾ $p < .10$

³ $p > .10$

Tabela VII - *Quadro decisional: Valores dos índices de ajustamento global nos diferentes modelos testados na amostra do 9º ao 12º ano de escolaridade (n=1417)*

Modelos com 19 itens	Índices de ajustamento global						Diferença de X^2	Dif. de GI
	CFI	GFI	RMR	RMSEA	X^2	GI ⁽¹⁾		
Um só factor	.720	.837	.078	.088 ⁽²⁾	1752,32	152		
Dois factores correlacionados	.877	.934	.051	.058 ⁽²⁾	852,35	151	899.97	1
Modelos sem os itens 1, 5, 14, 15, 16, 17 e 18								
Um só factor	.822	.889	.072	.098 ⁽²⁾	756.517	54		
Dois factores correlacionados	.958	.973	.031	.048 ⁽²⁾	219,117	53	537.4	1

⁽¹⁾GI = graus de liberdade

⁽²⁾ $p < .10$

Como se pode observar nas tabelas VI e VII, o modelo que melhor se ajusta aos dados, quer na amostra do 7º e 8º ano quer na amostra do 9º ao 12º ano, é o modelo de dois factores correlacionados, sem os itens considerados problemáticos após a primeira análise (itens 1, 5,14, 15, 16, 17 e 18). A correlação entre os dois factores situou-se entre $r = -.374$ e $r = -.462$.

Nas tabelas VIII e IX podem ser observados os valores de ajustamento local dos modelos; variância do factor explicada por cada um dos itens que o compõem (R^2) e variância residual de cada item, em cada uma das amostras, nos modelos sem os itens 1, 5,14, 15, 16, 17 e 18.

Tabela VIII - *Quadro dos índices de ajustamento local (valores standardizados) do modelo a dois factores, na amostra do 7º e 8º anos de escolaridade (n = 546).*

Variáveis	factor	Valor de $v^{(1)}$	Valor de $e^{(2)}$	$R^{2(3)}$
V2(item2)	NOS1	.745	.668	.554
V13 (item13)	NOS1	.660	.751	.435
V3 (item 3)	NOS1	.555	.832	.307
V6 (item 6)	NOS1	.600	.800	.360
V8 (item 8)	NOS1	.600	.800	.360
V10 (item 10)	NOS1	.602	.799	.362
V7 (item 7)	NOS2	.605	.797	.366
V9 (item 9)	NOS2	.606	.795	.367
V12 (item 12)	NOS2	.582	.813	.338
V11 (item 11)	NOS2	.538	.843	.289
V4 (item 4)	NOS2	.526	.851	.277
V19 (item 19)	NOS2	.518	.856	.268

⁽¹⁾ e ⁽³⁾ variância do factor explicada pelo item;

⁽²⁾ variância residual do item

Tabela IX - *Quadro dos índices de ajustamento local (valores standardizados) do modelo de dois factores, na amostra do 9º ao 12º anos de escolaridade (n = 1417).*

Variáveis	factor	Valor de $v^{(1)}$	Valor de $e^{(2)}$	$R^{2(3)}$
V2(item2)	NOS1	.680	.734	.462
V13 (item13)	NOS1	.738	.675	.545
V3 (item 3)	NOS1	.534	.845	.286
V6 (item 6)	NOS1	.668	.744	.446
V8 (item 8)	NOS1	.690	.724	.476
V10 (item 10)	NOS1	.490	.872	.240
V7 (item 7)	NOS2	.530	.848	.281
V9 (item 9)	NOS2	.621	.784	.385
V12 (item 12)	NOS2	.655	.755	.429
V11 (item 11)	NOS2	.471	.882	.222
V4 (item 4)	NOS2	.580	.815	.336
V19 (item 19)	NOS2	.507	.862	.258

⁽¹⁾ e ⁽³⁾ variância do factor explicada pelo item;

⁽²⁾ variância residual do item

4. DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

O estudo da consistência interna e análise em componentes principais da escala NOS, seguido do estudo da análise factorial confirmatória revelou que esta escala parece adequada para ser utilizada junto da população estudantil do 7º ao 12º ano de escolaridade, como uma escala que avalia a percepção e a confiança do sujeito acerca da eficácia do apoio social da rede de suporte social.

A correlação moderada entre as duas dimensões da escala NOS, permitem concluir que estamos em presença de duas dimensões que captam diferentes realidades do mesmo constructo. Tratando-se da crença na eficácia do suporte proporcionado pela rede social, é possível afirmar que uma das dimensões (que se designou simplesmente NOS1-AEAS) avalia a percepção de que os amigos e outros em geral podem ajudar a pessoa na resolução dos problemas. Quanto à segunda dimensão (aqui designada NOS2-DEAS) avalia uma certa desilusão e desconfiança nos outros enquanto recurso social eficaz na resolução de problemas.

Coloca-se a questão: será que faz sentido pensar que o sujeito possa ter, simultaneamente, aceitação na eficácia do apoio social e descrença na eficácia do apoio social? É possível que a mesma pessoa possa admitir já ter sido apoiada na resolução de alguns dos seus problemas por um amigo ou mesmo por outras pessoas mas que, ainda assim, mantenha alguma desconfiança na capacidade dos outros em ajudá-la ou apoiá-la, relativizando deste modo a eficácia dos outros como recurso de suporte social.

Como as duas dimensões se revelaram negativamente correlacionadas, espera-se que a mesma pessoa não apresente, em simultâneo, valores elevados em ambas as dimensões da escala NOS.

Finalmente, apesar do ajustamento global da escala NOS nos modelos escolhidos permitir admitir a sua utilização com dois factores, é importante referir que os índices de ajustamento local revelam alguns problemas. Na verdade, a formulação dos itens, sobretudo na dimensão NOS1 é pouco homogénea, apelando quer para os amigos, quer para outros de forma geral, e fazendo referência tanto a “conselhos”, como a “problemas”, ou a “segredos”, relativamente ao tipo de apoio que é esperado. Na dimensão NOS2, embora a referência genérica seja a “problemas”, quanto ao tipo de apoio que é esperado, a formulação “os outros” ou “as pessoas”, de forma genérica ou impessoal, não ajuda a perceber a que outros ou pessoas o sujeito faz apelo na resposta aos itens. Em certa medida, é de esperar que o indivíduo possa desconfiar dos conselhos ou propósitos dos outros em geral no apoio que lhe proporcionam, mas confiar no apoio

do amigo íntimo ou da família. Deste modo, este instrumento poderia beneficiar, numa eventual reformulação, da percepção da eficácia do apoio social diferenciada, de acordo com os diferentes membros da rede de suporte social - amigos, família, professores e outros em geral, assim como diversificar a crença na eficácia do apoio social em termos de tipo de apoio que é esperado, isto é, apoio prático/material, emocional, conselhos, profissional, entre outros.

O estudo da AFC da escala NOS permitiu verificar, tal como havia sido observado, de forma exploratória, com a ACP, que a estrutura que melhor se ajusta aos dados é a estrutura bifactorial, com os dois factores correlacionados. No entanto, são necessários mais estudos, não só para validar a estrutura bi-factorial encontrada, mas também para observar a associação de cada uma das dimensões com constructos psicológicos concorrentes. A AFC, sendo uma técnica exigente quanto às características e qualidades psicométricas de uma escala, permite concluir que a NOS pode ser utilizada como uma escala bifactorial. No entanto, esta conclusão só fará sentido após proceder ao estudo da invariância estrutural da escala, isto é, após testar a estrutura factorial obtida com as amostras aqui estudadas noutras amostras da população. Além disso, porque o melhor modelo factorial parece ser aquele em que foram eliminados alguns itens, considerados problemáticos, propõe-se um novo estudo factorial, quer do instrumento inicial de 19 factores quer do instrumento resultante, ou seja, com seis itens no factor/dimensão NOS1 e seis itens na dimensão NOS2.

CONTACTO PARA CORRESPONDÊNCIA

Cristina Antunes
Escola Superior de Enfermagem de Vila Real – UTAD
Lugar do Tojal, 5000-232 LORDELO VRL
mantunes@utad.pt

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Antunes, C., (1994). *O apoio social e o conceito de si próprio na adolescência*.
Dissertação de Mestrado em Psicologia do Desenvolvimento e Educação da Criança. Universidade do Porto: Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação.
- Antunes, C., & Fontaine, A. M. (1994/95). Diferenças na percepção de apoio social na adolescência: Adaptação de uma escala - “Social Support Appraisals” (SS-A) de Vaux *et al.* (1988). *Cadernos de Consulta Psicológica*, 10/11, 115-127.

- Antunes, C. & Fontaine, A. M. (1996). Relação entre o conceito de si próprio e a percepção de apoio social na adolescência. *Cadernos de Consulta Psicológica*, 12, 81-92.
- Antunes, C. & Fontaine, A.M (2006). Percepção de apoio social na adolescência: Análise factorial confirmatória da escala social support appraisals. *Paidéia*, 15 (32), 355-366.
- Arbuckle, J. L. (1997). *Amos Users' Guide: Version 3.6*. Chicago: Small Waters Corporation.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS: Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software Inc.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bentler, P. M., & Weeks, D. G. (1980). Linear structural equation with latent variables. *Psychometrika*, 45, 289-308.
- Byrne, B. (1989). *A primer of LISREL. Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer Verlag.
- Giles, D. C. (2002). *Advanced research methods in psychology*. NY: Routledge.
- Heller, K., Swindle, R., & Dusenbury, L. (1986). Component social support processes: Comments and integration. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 466-470.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1983). *Lisrel VI: User's reference Guide*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- Maia, J. A. R. (1996). Um discurso metodológico em torno da validade de constructo: Posições de um lisrelita. In L. S. Almeida, S. Araújo, M. S. Gonçalves, C. Machado & M. R. Simões (Eds.), *Avaliação Psicológica: Formas e contextos* (Vol. IV, pp. 43-50). Braga: APPORT.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). The application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher order factor structures and their invariance across age groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562-582.
- Tolsdorf, C. C. (1976). Social networks, support and coping: An exploratory study. *Family Process*, 15, 407-417.

- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, N. Y.: LEA.
- Vaux, A., Philips, J., Holly, L., Thompson, B., Williams, D., & Stewart, D. (1986). The social support appraisals (SS-A) scale: Studies of reliability and validity. *American Journal of Community Psychology*, 14, 195-220.
- Vaux, A. (1988). *Social support: Theory, research and interventions*. New York: Praeger.
- Vaux, A.; Burda, P. Jr.; & Stewart, D. (1986). Orientation towards utilizing support resources. *Journal of Community Psychology*, 14, 159-170.

ANEXO

Itens da escala NOS divididos pelas duas dimensões consideradas após análise em componentes principais e análise factorial confirmatória.

NOS1 –(AEAS) Aceitação da eficácia do apoio social

Itens

- 1 – Às vezes é preciso falar com alguém acerca dos nossos problemas (*).
- 2 – Os amigos, por vezes, dão-nos bons conselhos.
- 3 – É frequente as outras pessoas darem-me bons conselhos.
- 5 – Tenho facilidade em falar acerca dos meus problemas pessoais(*).
- 6 – Os meus amigos já me ajudaram bastante em problemas meus.
- 8 – Quando uma pessoa tem um problema devia falar disso com um amigo.
- 10 – Toda a gente tem alguém em quem pode confiar um segredo pessoal.
- 13 – Quando estamos aborrecidos com alguma coisa, ajuda imenso contar a um amigo o que se passa.
- 15 – É fácil saber em quem se pode confiar e em quem não se pode(*).
- 17 – Não há mal nenhum em pedir favores aos outros(*).

NOS2 – (DEAS) Descrédito na eficácia do apoio social

Item

- 4 – As pessoas deviam guardar os seus problemas para si próprias.
- 7 – Não se pode confiar nas pessoas para guardar segredos.
- 9 – Os outros não compreendem os meus problemas.
- 11 – Se eu não posso resolver os meus problemas sozinho, mais ninguém pode.
- 12 – Nunca achei que as opiniões dos outros me ajudassem a resolver os meus problemas.
- 14 – Algumas coisas são demasiado pessoais para se contar a quem quer que seja (*).
- 16 – Já fui traído por pessoas em quem confiava(*).
- 18 – Se confiarmos aos outros os nossos problemas, eles são capazes de vir a aproveitar-se disso para mais tarde nos prejudicarem(*).
- 19 – Mesmo que precisasse de um favor de alguém seria incapaz de lho pedir.

(*) itens excluídos num dos modelos testados na análise factorial confirmatória.